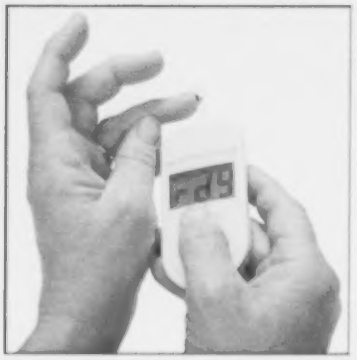
Composante du produit nº 82-003-X au catalogue de Statistique Canada
Rapports sur la santé

Article

Incidence du diabète sur 14 années : le rôle du statut socioéconomique



par Nancy A. Ross, Heather Gilmour et Kaberi Dasgupta

Août 2010

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Incidence du diabète sur 14 années : le rôle du statut socioéconomique

par Nancy A. Ross, Heather Gilmour et Kaberi Dasgupta

Résumé

Contexte
Une association existe entre la prévalence du diabète et le faible statut socioéconomique (SSE), mais la relation entre ce dernier et l'incidence du diabète est moins bien connue.

Données et méthodes
L'étude porte sur des données provenant de huit cycles de l'Enquête nationale sur la santé de la population (de 1994-1995 à 2008-2009). Un échantillon de 5 547 femmes et de 6 786 hommes de 18 ans et plus qui n'étaient pas diabétiques en 1994-1995 a été suivi afin de déterminer si le revenu du ménage et le niveau de scolarité étaient associés à un accroissement du risque d'un diagnostic de diabète ou d'un décès dû au diabète en 2008-2009. Trois modèles à risques proportionnels ont été appliqués pour le revenu ainsi que le niveau de scolarité : un pour les hommes, un pour les femmes et un pour les deux sexes. Les variables indépendantes ont été mesurées à la période de référence (1994-1995). Le diagnostic de diabète a été déterminé en se basant sur l'autodéclaration d'un diagnostic posé par un professionnel de la santé. Le décès dû au diabète a été déterminé d'après les codes E10 à E14 de la dixième édition de la Classification internationale des maladies (CIM-10).

Résultats
Parmi les personnes de 18 ans et plus qui n'étaient pas diabétiques en 1994-1995, 7,2 % d'hommes et 6,3 % de femmes étaient atteints de diabète ou avaient été emportés par celui-ci en 2008-2009. Les femmes ayant un faible revenu étaient plus susceptibles de développer un diabète de type 2 que celles vivant dans un ménage à revenu plus élevé. Cette association était atténuée, mais non pas éliminée, par le contexte ethnoculturel et l'obésité ou l'embonpoint. Dans les modèles non ajustés, les associations avec un faible niveau de scolarité avaient lieu presque entièrement par l'entremise des variables démographiques et comportementales.

Interprétation
Les gradients sociaux de l'incidence du diabète ne peuvent pas être expliqués entièrement par les valeurs démographiques et comportementales.

Mots-clés
analyse des risques proportionnels, études longitudinales, incidence, revenu, scolarité, statut socioéconomique

Auteurs
Nancy A. Ross (514-398-4307; Nancy.Ross@mcgill.ca) travaille au Département de géographie de l'Université McGill, Montréal (Québec) H3A 2K6. Heather Gilmour (613-951-2114; Heather.Gilmour@statcan.gc.ca) travaille à la Division de l'analyse de la santé de Statistique Canada. Kaberi Dasgupta (514-934-1934; Kaberi.Dasgupta@mcgill.ca) travaille au Centre universitaire de santé McGill.

La prévalence globale du diabète de type 2, estimée à 6,4 % en 2010[1], s'approchera, selon les prévisions, de 8 % d'ici 2030. L'accroissement de la prévalence est attribué, en grande partie, au vieillissement de la population et à la hausse des taux d'embonpoint, d'obésité et d'inactivité physique[2,3]. Des études ont également montré que les courbes de prévalence du diabète de type 2 dépendent fortement du statut socioéconomique (SSE), particulièrement chez les femmes[4-8]. Des données américaines donnent à penser que la différence de prévalence du diabète selon le SSE s'est accentuée au cours du temps[9].

Le rôle du statut socioéconomique (SSE) dans l'incidence du diabète de type 2, c'est-à-dire la manifestation de nouveaux cas, est moins bien connu. Un faible SSE, mesuré par le niveau de revenu ou de scolarité, peut influer sur le risque de diabète de type 2 par de plus hauts niveaux d'obésité et d'inactivité physique ou de façon indépendante de ces facteurs. Les associations entre le SSE et l'incidence du diabète ont été évaluées en incluant et en excluant les corrections pour l'obésité et l'activité physique afin de clarifier cette situation. Un des avantages de l'étude des associations du SSE avec l'incidence du diabète plutôt que sa prévalence est la clarification de la séquence temporelle de toute association (c.-à-d. le faible revenu menant au diabète comparativement au diabète réduisant la participation au marché du travail)[10].

Le présent article décrit les résultats d'une analyse longitudinale portant sur 14 années concernant la relation entre l'incidence du diabète de type 2 et le revenu du ménage ainsi que le niveau de scolarité individuel. Il porte aussi sur les facteurs démographiques et comportementaux qui pourraient jouer le rôle de médiateurs dans cette relation.

Données et méthodes

Source des données

Les données de la présente analyse proviennent des huit premiers cycles (de 1994-1995 à 2008-2009) de l'Enquête nationale sur la santé de la population

(ENSP) qui est réalisée tous les deux ans. La composante des ménages de l'enquête couvre la population à domicile des dix provinces en 1994-1995. Elle exclut les répondants des réserves indiennes, des territoires, des bases des Forces canadiennes et de certaines régions éloignées.

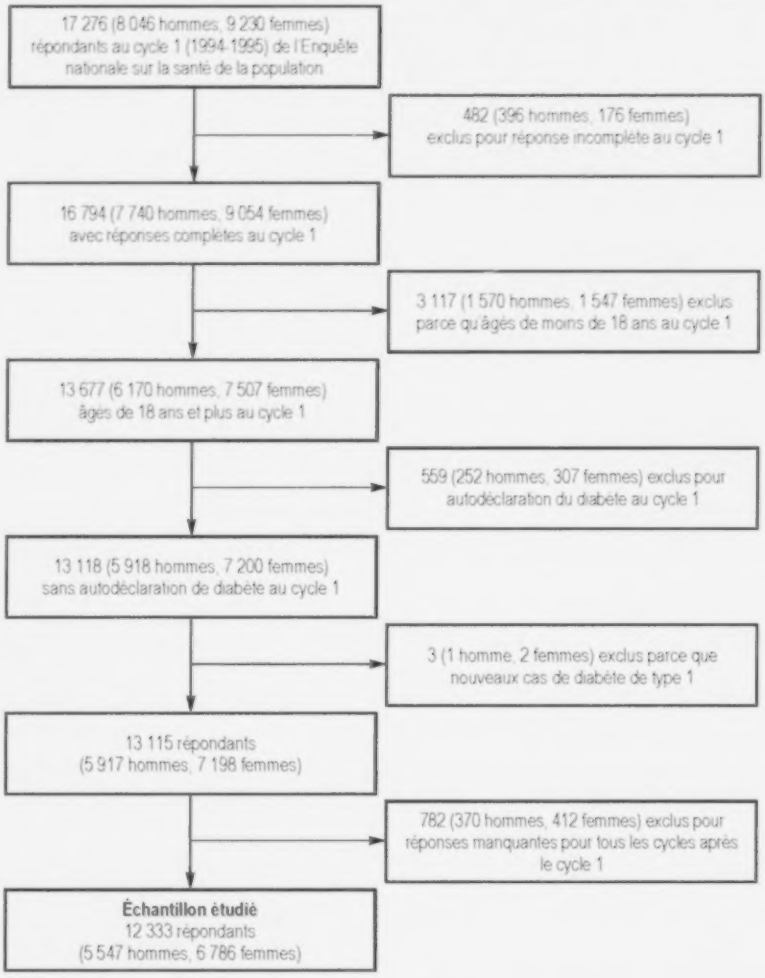
Parmi les 20 095 personnes choisies pour faire partie du panel longitudinal en 1994-1995, 17 276 ont accepté de participer, ce qui représente un taux de réponse de 83,6 %. Sur la base de ces 17 276 participants, les taux de réponse aux cycles subséquents étaient de 92,8 % en 1996-1997, 88,2 % en 1998-1999, 84,9 % en 2000-2001; 80,8 % en 2002-2003, 77,6 % en 2004-2005, 77,2 % en 2006-2007 et 70,7 % en 2008-2009.

La présente analyse porte sur les données du fichier longitudinal « carré » du cycle 8 (2008-2009), qui contient les enregistrements pour tous les membres du panel original, que l'information à leur sujet ait été recueillie ou non lors de chaque cycle subséquent. Le plan de sondage, l'échantillon et les méthodes d'interview sont décrits plus en détail dans des rapports publiés antérieurement[11,12].

Échantillon étudié

Des 17 276 participants à l'ENSP en 1994-1995, 482 d'entre eux n'avaient pas répondu entièrement au questionnaire pour cette année-là, 3 117 avaient moins de 18 ans et 559 avaient déclaré un diagnostic de diabète; ils ont été exclus de l'échantillon de l'étude (figure 1). En outre, 782 personnes ont été exclues parce que leurs réponses manquaient à tous les cycles qui ont suivi le premier. Les nouveaux cas de diabète de type 2 survenus entre 1994-1995 et 2000-2001 (déterminés en se basant sur les réponses à l'entrevue de 2000-2001 et en appliquant un algorithme[13]) ont donné lieu à l'exclusion de trois participants de moins de 30 ans ayant déclaré avoir commencé à prendre de l'insuline dans les six mois après le diagnostic. Quatre personnes qui ont d'abord déclaré avoir reçu un diagnostic de diabète pendant leur grossesse, mais qui ont également déclaré avoir reçu le diagnostic de diabète à un autre moment ont été incluses. L'échantillon final de l'étude comprenait 12 333 personnes (6 786 femmes et 5 547 hommes).

Figure 1
Définition de l'échantillon étudié



Définitions

Diabète

Dans l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP), la prévalence des problèmes de santé chroniques incluant le diabète est basée sur l'autodéclaration des maladies diagnostiquées. On a posé aux participants à l'enquête des questions sur les « problèmes de santé de longue durée qui avaient duré, ou qui devaient durer, au moins six mois et qui avaient été diagnostiqués par un professionnel de la santé ». Le questionnaire de l'ENSP comportait une liste de problèmes de santé, dont le diabète. Les cas de décès dû au diabète ont été déterminés d'après les codes E10 à E14 de la dixième édition de la Classification internationale des maladies (CIM-10).

Statut socioéconomique

Le statut socioéconomique (SSE) a été calculé approximativement au moyen de deux mesures indirectes : le revenu du ménage et le niveau de scolarité individuel. Chaque mesure a été évaluée séparément, car la possibilité d'une causalité inverse est plus importante pour le revenu que pour le niveau de scolarité (c.-à-d. que la manifestation du diabète réduit le revenu). En outre, bien que ces variables soient corrélées, leur relation avec le diabète de type 2 est susceptible de différer. Le revenu du ménage peut influer sur le risque par ses répercussions sur l'accès aux ressources matérielles permettant d'améliorer la santé, tandis que le niveau de scolarité pourrait influencer le savoir concernant la santé et les comportements qui affectent cette dernière.

Le *revenu du ménage* est basé sur le revenu total autodéclaré du ménage provenant de toutes les sources au cours des 12 mois précédents. On a calculé le ratio du revenu total du ménage au seuil de faible revenu correspondant au nombre de personnes vivant dans le ménage et à la taille de la collectivité. Puis, chaque ratio a été divisé par le ratio le plus élevé pour l'ensemble des participants à l'ENSP. Ces ratios corrigés ont été regroupés en déciles, qui ont été fusionnés en cinq catégories, à savoir revenu inférieur (déciles 1 et 2), moyen-inférieur (déciles 3 et 4), moyen (déciles 5 et 6), moyen-supérieur (déciles 7 et 8) et supérieur (déciles 9 et 10). Plus de renseignements sur la variable du revenu peuvent être consultés dans la documentation sur les variables dérivées de l'ENSP à l'adresse http://www.statcan.gc.ca/cgi-bin/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=3225&lang=en&db=imdb&adm=8&dis=2.

Le *niveau de scolarité* s'entend du niveau le plus élevé atteint par le participant à l'enquête au cours de la période de référence complète de l'étude : diplôme d'études postsecondaires, études postsecondaires partielles; diplôme d'études secondaires ou études secondaires partielles.

Covariables

L'*âge* en 1994-1995 est mesuré comme une variable continue et les valeurs sont limitées à 18 ans et plus.

Le *contexte ethnoculturel* est basé sur la question : « Comment décririez-vous, au mieux de vos connaissances, votre race ou votre couleur? » Les participants à l'enquête ont été regroupés en trois catégories : Blanc ou blanche, Autochtone ou Asiatique du Sud/Sud-Est, et autre (englobe la catégorie races multiples).

L'*indice de masse corporelle (IMC)* en 1994-1995 a été calculé en divisant le poids autodéclaré exprimé en kilogrammes par le carré de la taille autodéclarée exprimée en mètres. Les catégories d'IMC sont : poids insuffisant ou acceptable (IMC inférieur à 25,0 kg/m^2) et embonpoint ou obésité (25,0 kg/m^2 et plus).

Le nombre de *facteurs de risque comportementaux secondaires* en 1994-1995 est basé sur le fait que les participants à l'enquête ont déclaré une consommation excessive d'alcool (15 verres ou plus au cours de la semaine qui a précédé l'entrevue pour les hommes; 10 ou plus pour les femmes), qu'ils fumaient quotidiennement ou qu'ils étaient physiquement inactifs durant leurs loisirs (basé sur la moyenne de la dépense énergétique quotidienne attribuable aux activités de loisir au cours des trois mois qui ont précédé l'entrevue).

Analyse statistique

La modélisation des risques proportionnels de Cox a été utilisée pour déterminer les variables associées à un accroissement ou à une diminution du risque de recevoir un diagnostic de diabète ou de mourir du diabète au cours du suivi. Cette technique permet d'étudier les relations entre les caractéristiques individuelles et un résultat particulier quand ce résultat peut avoir lieu au cours d'une période donnée. La méthode tient compte de la possibilité que les participants à l'enquête ne développent pas de diabète ou ne soient pas emportés par celui-ci durant la période étudiée et minimise le biais associé à l'érosion de l'échantillon.

L'analyse est limitée aux personnes qui avaient 18 ans et plus au moment du premier cycle (1994-1995). Puisque la prévalence du diabète et les caractéristiques associées à ce dernier peuvent différer chez les hommes et chez les femmes[4,5,8,14-18], des analyses ont été effectuées pour les deux sexes, ainsi que pour chaque sexe.

Le fait qu'un participant à l'enquête déclare un diagnostic de diabète ou qu'il meure du diabète après 1994-1995 a été considéré comme un événement, étant donné que la manifestation du diabète, qui est un processus continu, n'a été mesurée qu'à un intervalle discret de deux ans, de nombreuses transitions vers un événement de diabète ont été enregistrées simultanément — après 2, 4, 6, 8, 10, 12 ou 14 ans — alors qu'elles auraient pu avoir lieu à n'importe quel moment entre les entrevues. Donc, le modèle avec fonction de lien log-log complémentaire a été utilisé[19].

Si les renseignements autodéclarés sur le diabète manquaient pour un ou plusieurs cycles de l'enquête, mais que des valeurs étaient disponibles pour des cycles subséquents, les cas ont été retenus. Cela crée des intervalles de durée variable entre les observations. Pour tenir compte du fait que plus l'intervalle était long, plus une personne était susceptible de manifester du diabète, la valeur de la longueur de l'intervalle, ainsi que le carré de cette longueur, ont été entrés comme variables indépendantes dans le modèle.

Une réponse imputée égale à « non » pour la question sur le diabète a été utilisée si une réponse manquante était précédée et suivie d'une réponse « non » aux cycles précédent et subséquent. Parmi les 12 333 participants, 1 928 (15,6 %) présentaient une réponse imputée de « non » à un ou plusieurs cycles de l'enquête.

Pour les deux sexes ainsi que pour chaque sexe, trois modèles ont été appliqués séparément pour le revenu du ménage et pour le niveau de scolarité. Le premier modèle a été corrigé pour tenir compte du revenu ou du niveau de scolarité, ainsi que des durées variables entre les observations. Le deuxième

a été corrigé pour tenir compte de ces variables et de l'âge. Le troisième modèle a été corrigé pour tenir compte de ces variables et du contexte ethnoculturel, de l'IMC et du nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires.

Toutes les analyses ont été pondérées en utilisant les poids longitudinaux construits pour qu'ils soient représentatifs de la population totale en 1994. La méthode du bootstrap a été utilisée pour tenir compte du plan de sondage complexe dans le calcul des intervalles de confiance et dans l'évaluation de la signification statistique[20-22]. Le seuil de signification a été fixé à $p < 0,05$.

Résultats

Caractéristiques des répondants

Un total de 12 333 personnes de 18 ans et plus ont été suivies de 1994-1995 à 2008-2009. Durant cette période, 877 d'entre elles (représentant environ 1,2 million de personnes) ont reçu un diagnostic de diabète ou sont décédées du diabète (tableau 1). Le taux global d'incidence du diabète de type 2 sur 14 ans était un peu plus élevé pour les hommes (7,2 %) que pour les femmes (6,3 %), un écart qui n'est pas statistiquement significatif.

Peu de participants à l'enquête sont décédés du diabète, soit 23 en tout (12 hommes et 11 femmes). La moitié de ces 23 personnes ont déclaré un diagnostic de diabète avant leur décès, de sorte que les nouveaux cas de diabète correspondant à des cas de décès se limitent à 6 hommes (1,5 % de 407 événements) et 6 femmes (1,3 % de 469 événements) (données non présentées).

Les hommes présents dans l'échantillon étaient plus susceptibles que les femmes de vivre dans les ménages ayant les revenus les plus élevés et de posséder un diplôme d'études postsecondaires (annexe, tableau A). Ils étaient également plus susceptibles que les femmes de faire de l'embonpoint ou d'être obèses et de déclarer deux ou trois des facteurs de risque comportementaux secondaires examinés dans la présente étude (consommation excessive d'alcool, tabagisme, inactivité physique).

Revenu du ménage

Un risque accru d'incidence du diabète de type 2 persiste dans les modèles pour les deux sexes parmi les personnes vivant dans les ménages ayant le revenu le plus faible (rapport des risques proportionnels de 1,6; intervalle de confiance (IC) de 1,1 à 2,3), comparativement à celles vivant dans les ménages les plus nantis. Pour les personnes vivant dans les ménages de la catégorie de revenu moyen-inférieur (rapport des risques proportionnels de 1,4; IC de 1,0 à 1,9), une modeste association est observée (tableau 2). L'ampleur des associations a peu changé avec les corrections. D'autres associations d'importance en lien avec le diabète étaient le contexte ethnoculturel (Autochtone ou Asiatique du Sud/Sud-Est), l'embonpoint ou l'obésité, et le nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires (annexe, tableau B).

Chez les hommes, un accroissement régulier des rapports des risques était présent parallèlement à la diminution du revenu du ménage dans tous les modèles; d'ailleurs, les associations entre le revenu du ménage et l'incidence du diabète de type 2 étaient similaires dans les modèles corrigés et non corrigés. D'autres associations de cette incidence chez les hommes étaient reliées à l'embonpoint ou à l'obésité (rapport des risques proportionnels de 3,2; IC de 2,3 à 4,7) et au nombre de facteurs comportementaux secondaires déclarés.

Chez les femmes, les associations entre le revenu du ménage et l'incidence du diabète étaient évidentes dans les modèles corrigés et non corrigés, mais en comparaison avec les hommes, les rapports des risques proportionnels non corrigés n'étaient pas significativement plus élevés que les modèles corrigés. Par exemple, le rapport des risques proportionnels non corrigé en comparaison avec le plus faible revenu du ménage et celui le plus élevé pour les femmes était de 2,4, il diminuait à 1,9 avec la correction pour l'âge et à 1,7 avec toutes les corrections.

Niveau de scolarité individuel

Chez les deux sexes, aucune association importante entre l'incidence du diabète de type 2 et le faible niveau de scolarité n'a persisté après la correction pour tenir compte des caractéristiques démographiques et des facteurs comportementaux (tableau 2). L'analyse selon le sexe montre que, chez les hommes, l'association entre un faible

Tableau 1
Nouveaux diagnostics de diabète ou décès par diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus sans diagnostic de diabète en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
		milliers	%		milliers	%		milliers	%
Total	**12 333**	**18 385**	**100,0**	**5 547**	**8 917**	**100,0**	**6 786**	**9 468**	**100,0**
Pas de diagnostic de diabète ni de décès par diabète	11 456	17 151	93,3	5 140	8 277	92,8	6 316	8 874	93,7
Diagnostic de diabète ou décès dû au diabète	877	1 234	6,7	407	640	7,2	470	594	6,3

Nota : Les décès attribués au diabète sont basés sur les enregistrements pour lesquels la cause de décès était disponible.
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Tableau 2
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le revenu du ménage et le niveau de scolarité en 1994-1995 au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Non corrigé	Intervalle de confiance à 95 %		Corrigé pour l'âge	Intervalle de confiance à 95 %		Entièrement corrigé	Intervalle de confiance à 95 %	
		de	à		de	à		de	à
Revenu du ménage									
Les deux sexes									
Supérieur†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Moyen-supérieur	1,2	0,9	1,6	1,2	0,9	1,6	1,2	0,8	1,7
Moyen	1,3	1,0	1,8	1,3	0,9	1,7	1,3	0,8	1,9
Moyen-inférieur	1,7**	1,3	2,3	1,4*	1,1	1,9	1,4*	1,0	1,9
Inférieur	1,7**	1,3	2,3	1,6**	1,2	2,1	1,6**	1,1	2,3
Hommes									
Supérieur†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Moyen-supérieur	1,0	0,7	1,6	1,1	0,7	1,6	1,1	0,7	1,7
Moyen	1,3	0,8	1,9	1,2	0,8	1,8	1,3	0,9	2,0
Moyen-inférieur	1,5	1,0	2,2	1,3	0,9	2,0	1,4	0,9	2,1
Inférieur	1,4	0,9	2,1	1,4	0,9	2,2	1,5	1,0	2,4
Femmes									
Supérieur†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Moyen-supérieur	1,4	0,9	2,4	1,4	0,9	2,3	1,3	0,8	2,3
Moyen	1,5	0,9	2,5	1,4	0,8	2,4	1,2	0,7	2,2
Moyen-inférieur	2,2**	1,4	3,4	1,7*	1,1	2,6	1,5	0,9	2,3
Inférieur	2,4**	1,5	3,7	1,9**	1,2	3,1	1,7*	1,1	2,8
Niveau de scolarité									
Les deux sexes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Études postsecondaires partielles	1,1	0,9	1,4	1,2	0,9	1,5	1,1	0,8	1,6
Diplôme d'études secondaires	1,3*	1,0	1,8	1,3*	1,0	1,8	1,3	1,0	1,7
Études postsecondaires partielles	1,9**	1,5	2,4	1,2	1,0	1,6	1,2	0,9	1,5
Hommes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Études postsecondaires partielles	1,2	0,9	1,8	1,4	0,9	2,0	1,4	0,9	2,0
Diplôme d'études secondaires	1,1	0,8	1,7	1,2	0,8	1,8	1,2	0,8	1,8
Études postsecondaires partielles	1,5*	1,1	2,2	1,1	0,8	1,6	1,1	0,8	1,6
Femmes									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Études postsecondaires partielles	1,0	0,7	1,4	1,0	0,7	1,4	0,9	0,6	1,4
Diplôme d'études secondaires	1,6*	1,1	2,4	1,5*	1,0	2,3	1,5*	1,0	2,2
Études postsecondaires partielles	2,4**	1,7	3,3	1,4*	1,0	1,9	1,2	0,9	1,7

* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques pour lesquels la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Une variable a été incluse dans tous les modèles pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Les modèles entièrement corrigés contiennent aussi des variables de contrôle pour l'âge, le contexte ethnoculturel, l'embonpoint ou l'obésité et le nombre de facteurs de risque comportementaux secondaires (consommation abusive d'alcool, tabagisme au moment de l'enquête, inactivité physique). Afin de maximiser la taille de l'échantillon, une catégorie « données manquantes » a été incluse pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.

Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

niveau de scolarité et l'incidence du diabète de type 2 était entièrement expliquée par l'âge, l'embonpoint ou l'obésité (rapports des risques proportionnels de 3,2; IC de 2,1 à 4,8) et les facteurs comportementaux (rapports des risques proportionnels de 1,7 et de 1,5 pour la déclaration d'un, ou de 2 ou 3 facteurs comportementaux secondaires, respectivement) (annexe, tableau C). Chez les femmes, une modeste association avec la possession d'un diplôme d'études secondaires plutôt qu'un diplôme d'études postsecondaires persiste, bien que le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est soit un médiateur important (rapport des risques proportionnels de 3,3; IC de 1,8 à 5,9), de même que l'embonpoint ou l'obésité (rapport des risques proportionnels de 4,1; IC de 2,9 à 5,7).

Discussion

Comparativement avec les individus ayant le plus haut revenu, une association persistante existait dans l'ensemble entre le faible revenu du ménage et l'incidence

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les études transversales ont révélé une association entre le statut socioéconomique (SSE) et la prévalence du diabète.
- Les résultats de quelques études de population longitudinales visant à examiner l'association entre le SSE et l'incidence du diabète sont contradictoires.

Ce qu'apporte l'étude

- Une claire association existe entre le faible revenu du ménage et la manifestation du diabète.
- Chez les femmes, l'incidence du diabète de type 2 associé au SSE a, en partie, pour médiateurs l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel d'Autochtone ou d'Asiatique du Sud/Sud-Est.

du diabète de type 2 dans les modèles complètement corrigés. L'ordre de grandeur des associations entre le revenu et l'incidence du diabète semblait être comparable chez les membres des deux sexes dans les modèles complètement corrigés, mais plus élevé pour les femmes des modèles non corrigés, suggérant que l'âge et d'autres variables pourraient expliquer en partie les associations entre l'incidence du diabète et le faible revenu pour les femmes.

Alors que l'incidence du diabète de type 2 est inversement associée au niveau de scolarité dans les analyses non corrigées, la relation ne persiste que chez les hommes titulaires d'un diplôme d'études secondaires comparativement à ceux titulaires d'un diplôme d'études postsecondaires dans les analyses multivariées. Le risque associé à un faible niveau de scolarité a pour médiateur l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est.

Les résultats de la présente analyse diffèrent un peu de ceux d'études comparables menées aux États-Unis. Dans une étude de la relation entre le statut socioéconomique (SSE) et l'incidence du diabète de type 2 sur 34 ans auprès d'un échantillon de plus de 6 000 résidents du comté d'Alameda, en Californie, Maty et coll.[23] ont constaté que le risque excédentaire associé au niveau de revenu et au niveau de scolarité était expliqué en grande partie par d'autres facteurs, en particulier l'obésité. Robbins et coll.[3] ont examiné la relation entre trois mesures du SSE (revenu, niveau de scolarité, profession) et le risque de diabète chez plus de 11 000 participants à l'étude nationale de suivi épidémiologique de la National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES1). Ils ont découvert que les facteurs médiateurs éliminaient pratiquement le risque associé au revenu et au niveau de scolarité chez les femmes (quoiqu'un risque prononcé persistait pour la situation professionnelle), tandis que chez les hommes, les risques associés au revenu et au niveau de scolarité n'étaient pas atténués appréciablement par les facteurs médiateurs. Dans la Whitehall II Study réalisée auprès de fonctionnaires britanniques, les mesures du SSE ont été reliées à l'incidence du diabète de type 2 uniquement chez les hommes. Cependant, l'échantillon contenait deux fois plus d'hommes que de femmes et n'avait vraisemblablement pas suffisamment de puissance pour détecter la relation entre le SSE et le risque de diabète de type 2 chez ces dernières[24].

Les résultats de la présente étude appuient la conclusion selon laquelle l'association inverse entre la prévalence du diabète et le SSE, plus cohérente chez les femmes que chez les hommes au Canada[8], n'est probablement pas sous-tendue par un effet causal inverse (diabète affectant le revenu par la voie de l'incapacité à travailler) ou par la survie plus longue des diabétiques plus riches ou ayant un niveau d'études plus élevé.

Limites

On a demandé aux participants à l'Enquête nationale sur la santé de la population (ENSP) s'ils faisaient du « diabète », mais aucun renseignement n'a été recueilli au sujet du type particulier de diabète. Cette limite n'est toutefois pas importante, car environ 95 % des cas de diabète sont de type 2[13].

On ne connaît pas la mesure dans laquelle les nombres de diagnostics autodéclarés de problèmes de santé chroniques incluant le diabète sont inexacts à cause d'erreurs de déclaration. Si les personnes ayant un faible niveau de revenu ou de scolarité étaient moins susceptibles que les autres de déclarer qu'un professionnel de la santé avait émis un diagnostic de diabète à leur endroit, la force de l'association entre les variables du SSE et l'incidence du diabète de type 2 est sous-estimée. Toutefois, l'ajustement des modèles pour tenir compte du fait d'« avoir un médecin de famille régulier » pour la période repère n'a pas modifié la relation (données non présentées).

Si certaines personnes qui n'ont pas déclaré faire du diabète étaient effectivement atteintes, l'incidence serait sous-estimée. La présence de personnes souffrant de diabète non diagnostiqué dans le groupe de référence « pas de diabète » affaiblirait, dans les modèles, les associations entre les facteurs de risque et l'incidence du diabète. Toutefois, si les cas de diabète non diagnostiqués demeurent un important problème de santé publique en Amérique du Nord[25,26], ils sont moins fréquents aujourd'hui qu'il y a plusieurs décennies[9].

Ce ne sont pas tous les facteurs que l'on sait être associés à l'incidence du diabète qui ont pu être examinés dans la présente étude. Par exemple, des données sur le régime alimentaire ou des mesures biologiques, telles que la glycémie, ne sont pas recueillies dans le cadre de l'ENSP. Les antécédents familiaux de diabète n'ont pas été utilisés, parce que ces données n'ont été recueillies qu'au cycle 3 (1998-1999).

L'indice de masse corporelle (IMC) a été calculé en se basant sur le poids et la taille autodéclarés, qui ont tendance à produire des estimations plus faibles de la prévalence de l'obésité que le poids et la taille mesurés[27]. La présente étude pourrait donc sous-estimer l'association entre l'obésité et l'incidence du diabète de type 2.

Conclusion

Une association claire existe entre le faible revenu du ménage et l'incidence du diabète. Le faible revenu du ménage était associé avec la manifestation du diabète de type 2 chez les femmes au Canada, quoique la relation soit atténuée par l'embonpoint ou l'obésité et le contexte ethnoculturel autochtone ou asiatique du Sud/Sud-Est.

L'association inverse entre le niveau de scolarité et l'incidence du diabète de type 2 dans les analyses non corrigées ne persiste dans les analyses multivariées que pour les femmes. Par contre, une fois de plus, la relation diminuait lors de la correction selon le contexte culturel et l'obésité ou l'embonpoint.

L'atténuation de l'association entre la manifestation du diabète de type 2 auprès des femmes et l'embonpoint ou l'obésité ainsi que l'appartenance à deux groupes ethniques (Autochtones et Asiatiques du Sud/Sud-Est) laisse entendre qu'il faudrait élaborer des stratégies de prévention plus ciblées. ■

Références

1. J.E. Shaw, R.A. Sicree et P.Z. Zimmet, « Global estimates of the prevalence of diabetes for 2010 and 2030 », *Diabetes Research and Clinical Practice*, 87(1), 2010, p. 4-14.
2. J.O. Hill, H.R. Wyatt, G.W. Reed et J.C. Peters, « Obesity and the environment: where do we go from here? », *Science*, 299(5608), 2003, p. 853-855.
3. R. Sturm, « Stemming the global obesity epidemic: what can we learn from data about social and economic trends? », *Public Health*, 122(8), 2008, p. 739-746.
4. J.M. Robbins, V. Vaccarino, H. Zhang et S.V. Kasl, « Socioeconomic status and type 2 diabetes in African American and non-Hispanic white women and men: evidence from the Third National Health and Nutrition Examination Survey », *American Journal of Public Health*, 91, 2001, p. 76-83.
5. M. Tang, Y. Chen et D. Krewski, « Gender-related differences in the association between socioeconomic status and self-reported diabetes », *International Journal of Epidemiology*, 32, 2003, p. 381-35.
6. A. Espelt, C. Borrell, A.J. Roskam *et al.*, « Socioeconomic inequalities in diabetes mellitus across Europe at the beginning of the 21st century », *Diabetologia*, 51, 2008, p. 1971-1979.
7. S. Kanjilal, E.W. Gregg, Y.J. Cheng *et al.*, « Socioeconomic status and trends in disparities in 4 major risk factors for cardiovascular disease among US adults, 1971-2002 », *Archives of Internal Medicine*, 166(21), 2006, p. 2348-2355.
8. K. Dasgupta, S. Khan et N.A. Ross, « Type 2 diabetes in Canada: concentration of risk among most disadvantaged men but inverse social gradient across groups in women », *Diabetic Medicine* (sous presse).
9. J. Smith, « Nature and causes of trends in male diabetes prevalence, undiagnosed diabetes, and the socioeconomic status health gradient », *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States*, 104, 2007, p. 13225-13231.
10. A. Kraut, R. Walld, R. Tate et C. Mustard, « Impact of diabetes on employment and income in Manitoba, Canada », *Diabetes Care*, 24(1), 2001, p. 64-68.
11. J.L. Tambay et G. Catlin, « Plan d'échantillonnage de l'Enquête nationale sur la santé de la population », *Rapports sur la santé*, 7(1), 1995, p. 31-42 (Statistique Canada, nº 82-003 catalogue).
12. L. Swain, G. Catlin et M.P. Beaudet, « Enquête nationale sur la santé de la population – une enquête longitudinale », *Rapports sur la santé*, 10(4), 1999, p. 73-89 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
13. E. Ng, K. Dasgupta et J.A. Johnson, « Un algorithme permettant de différencier les diabétiques qui participent à l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes », *Rapports sur la santé*, 19(1), 2008, p. 77-86 (Statistique Canada, nº 82-003 au catalogue).
14. I. Larranaga, J.M. Arteagoitia, J.L. Rodriguez *et al.*, « Socio-economic inequalities in the prevalence of Type 2 diabetes, cardiovascular risk factors and chronic diabetic complications in the Basque Country, Spain », *Diabetic Medicine*, 22, 2005, p. 1047-1053.
15. M.P. Stern, M. Rosenthal, S.M. Haffner *et al.*, « Sex difference in the effects of sociocultural status on diabetes and cardiovascular risk factors in Mexican Americans. The San Antonio Heart Study », *American Journal of Epidemiology*, 120, 1984, p. 834-851.
16. E.E. Agardh, A. Ahlbom, T. Andersson *et al.*, « Socio-economic position at three points in life in association with type 2 diabetes and impaired glucose tolerance in middle-aged Swedish men and women », *International Journal of Epidemiology*, 36, 2007, p. 84-92.
17. W. Rathmann, B. Haastert, A. Icks *et al.*, « Sex differences in the associations of socioeconomic status with undiagnosed diabetes mellitus and impaired glucose tolerance in the elderly population: the KORA Survey 2000 », *European Journal of Public Health*, 15, 2005, p. 627-633.
18. N.A. Ross, S. Tremblay, S. Khan *et al.*, « Body mass index in urban Canada: neighborhood and metropolitan area effects », *American Journal of Public Health*, 97, 2007, p. 500-508.
19. R.L. Prentice et L.A. Gloeckler, « Regression analysis of grouped survival data with application to breast cancer data », *Biometrics*, 34, 1978, p. 57-67.
20. J.N.K. Rao, C.F.J. Wu et K. Yue, « Quelques travaux récents sur les méthodes de rééchantillonnage applicables aux enquêtes complexes », *Techniques d'enquête*, 18(2), 1992, p. 225-234 (Statistique Canada, nº 12-001 au catalogue).
21. K.F. Rust et J.N.K. Rao, « Variance estimation for complex surveys using replication techniques », *Statistical Methods in Medical Research*, 5(3), 1996, p. 281-310.
22. D. Yeo, H. Mantel et T.P. Liu, « Bootstrap variance estimation for the National Population Health Survey », *Proceedings of the Annual Meeting of the American Statistical Association, Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, Baltimore, Maryland, août 1999.
23. S.C. Maty, S.A. Everson-Rose, M.N. Haan *et al.*, « Education, income, occupation, and the 34-year incidence (1965-99) of Type 2 diabetes in the Alameda County Study », *International Journal of Epidemiology*, 34(6), 2005, p. 1274-1281.
24. M. Kumari, J. Head et M. Marmot, « Prospective study of social and other risk factors for incidence of type 2 diabetes in the Whitehall II study », *Archives of Internal Medicine*, 164(17), 2004, p.1873-1880.
25. T.K. Young et C.A. Mustard, « Undiagnosed diabetes: does it matter? », *Canadian Medical Association Journal*, 164(1), 2001, p. 24-28.
26. L.A. Leiter, A. Barr, A. Belanger *et al.*, « Diabetes Screening in Canada (DIASCAN) Study: prevalence of undiagnosed diabetes and glucose intolerance in family physician offices », *Diabetes Care*, 24(6), 2001, p. 1038-1043.
27. S. Connor Gorber, M. Tremblay, D. Moher et B. Gorber, « A comparison of direct versus self-report measures for assessing height, weight and body mass index: a systematic review », *Obesity Reviews*, 8(4), 2007, p. 307-326.

Annexe

Tableau A
Caractéristiques repères (1994-1995) de l'échantillon étudié, Canada, territoires non compris

	Hommes			Femmes		
	Taille de l'échantillon	Population estimée		Taille de l'échantillon	Population estimée	
Caractéristiques		milliers	%		milliers	%
Total	**5 547**	**8 917,4**	**100,0**	**6 786**	**9 468,0**	**100,0**
Groupe d'âge						
18 à 44 ans	3 179	5 447,7	61,1*	3 637	5 419,7	57,2
45 à 64 ans	1 562	2 428,2	27,2	1 811	2 633,3	27,8
65 à 74 ans	523	694,7	7,8*	766	896,1	9,5
75 ans et plus	283	346,9	3,9*	572	519,0	5,5
Revenu du ménage						
Supérieur	1 217	2 008,9	22,5*	1 100	1 756,7	18,6
Moyen-supérieur	1 057	1 772,4	19,9	1 205	1 716,1	18,1
Moyen	1 056	1 699,2	19,1	1 166	1 698,1	17,9
Moyen-inférieur	985	1 455,2	16,3*	1 363	1 827,4	19,3
Inférieur	884	1 321,0	14,8*	1 528	1 822,7	19,3
Données manquantes	348	660,8	7,4	424	647,1	6,8
Niveau de scolarité						
Diplôme d'études postsecondaires	1 730	3 057,9	34,3*	2 051	2 940,7	31,1
Études postsecondaires partielles	1 373	2 290,4	25,7	1 788	2 547,5	26,9
Diplôme d'études secondaires	834	1 354,4	15,2*	1 061	1 640,2	17,3
Études secondaires partielles	1 601	2 201,0	24,7	1 880	2 331,9	24,6
Données manquantes	9	F	F	6	F	F
Contexte ethnoculturel						
Blanc ou blanche	5 170	8 022,2	90,0	6 360	8 562,2	90,4
Asiatique du Sud/Sud Est ou Autochtone	135	303,8	3,4	175	332,3	3,5
Autre	216	530,9	6,0	228	510,1	5,4
Données manquantes	26	60,5E	0,7E	23	63,4E	0,7E
Indice de masse corporelle						
Poids insuffisant ou acceptable (inférieur à 25 kg/m²)	2 303	3 899,8	43,7*	3 810	5 481,7	57,9
Embonpoint ou obésité (25 kg/m² ou plus)	3 212	4 959,8	55,6*	2 718	3 593,3	38,0
Données manquantes	32	57,8E	0,7E*	258	393,0	4,2
Facteurs de risque comportementaux secondaires						
0	1 614	2 701,6	30,3*	1 783	2 527,0	26,7
1	2 557	4 185,0	46,9*	3 534	4 952,6	52,3
2 ou 3	1 375	2 026,1	22,7*	1 453	1 965,3	20,8
Données manquantes	F	F	F	16	23,0E	0,2E

* valeur significativement différente de l'estimation pour les femmes ($p < 0,05$)
E utiliser avec prudence (coefficient de variation compris entre 16,6 % et 33,3 %)
F trop peu fiable pour être publiée (coefficient de variation supérieur à 33,3 %)
Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Tableau B
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le revenu du ménage et certaines caractéristiques au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
		Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %			Intervalle de confiance à 95 %	
Caractéristiques	Rapport des risques proportionnels	de	à	Rapport des risques proportionnels	de	à	Rapport des risques proportionnels	de	à
Âge (variable continue)	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,04	1,04**	1,03	1,05
Revenu du ménage									
Supérieur†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Moyen-supérieur	1,2	0,8	1,7	1,1	0,7	1,7	1,3	0,8	2,3
Moyen	1,3	0,8	1,9	1,3	0,9	2,0	1,2	0,7	2,2
Moyen-inférieur	1,4*	1,0	1,9	1,4	0,9	2,1	1,5	0,9	2,3
Inférieur	1,6**	1,1	2,3	1,5	1,0	2,4	1,7*	1,1	2,8
Contexte ethnoculturel									
Blanc ou blanche†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Asiatique du Sud/Sud-Est ou Autochtone	2,4**	1,4	4,0	1,7	0,7	3,9	3,1**	1,7	5,7
Autre	1,2	0,7	2,0	1,4	0,8	2,5	1,0	0,4	2,4
Indice de masse corporelle									
Poids insuffisant ou acceptable (moins de 25 kg/m²)†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
Embonpoint ou obésité (25 kg/m² et plus)	3,8**	2,7	5,3	3,2**	2,3	4,7	4,1**	3,0	5,7
Facteurs de risque comportementaux secondaires									
0†	1,0	...	...	1,0	...	...	1,0	...	...
1	1,3*	1,1	1,7	1,7**	1,3	2,3	1,0	0,8	1,4
2 ou 3	1,2	0,9	1,7	1,5*	1,0	2,2	1,0	0,7	1,5

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques dont la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Afin de maximiser la taille de l'échantillon, des catégories « données manquantes » ont été incluses pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Une variable a été incluse pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.

Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.

Table C
Rapports des risques proportionnels corrigés reliant le niveau de scolarité et certaines caractéristiques au diagnostic de diabète ou au décès dû au diabète entre 1996-1997 et 2008-2009, selon le sexe, population à domicile de 18 ans et plus et non diabétique en 1994-1995, Canada, territoires non compris

	Les deux sexes			Hommes			Femmes		
Caractéristiques (1994-1995)	Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 % de	à	Rapport des risques proportionnels	Intervalle de confiance à 95 % de	à
Âge (variable continue)	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,05	1,04**	1,03	1,05
Niveau de scolarité									
Diplôme d'études postsecondaires†	1,0			1,0			1,0		
Études postsecondaires partielles	1,1	0,8	1,6	1,4	0,9	2,0	0,9	0,6	1,4
Diplôme d'études secondaires	1,3	1,0	1,7	1,2	0,8	1,8	1,5*	1,0	2,2
Études secondaires partielles	1,2	0,9	1,5	1,1	0,8	1,6	1,2	0,9	1,7
Contexte ethnoculturel									
Blanc ou blanche†	1,0			1,0			1,0		
Asiatique du Sud/Sud-Est ou Autochtone	2,5**	1,5	4,1	1,8	0,8	4,1	3,3**	1,8	5,9
Autre	1,3	0,8	2,2	1,5	0,8	2,7	1,0	0,4	2,5
Indice de masse corporelle									
Poids insuffisant ou acceptable (moins de 25 kg/m²)†	1,0			1,0			1,0		
Embonpoint ou obésité (25 kg/m² et plus)	3,7**	2,7	5,1	3,2**	2,1	4,8	4,1**	2,9	5,7
Facteurs de risque comportementaux secondaires									
0†	1,0			1,0			1,0		
1	1,3*	1,1	1,7	1,7**	1,2	2,4	1,0	0,8	1,4
2 ou 3	1,2	0,9	1,7	1,5*	1,0	2,3	1,0	0,6	1,5

† catégorie de référence
* valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,05$)
** valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence ($p < 0,01$)
... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : Les données ayant été arrondies, certains rapports des risques dont la borne inférieure de l'intervalle de confiance est égale à 1,0 sont statistiquement significatifs. Afin de maximiser la taille de l'échantillon, des catégories « données manquantes » ont été incluses pour plusieurs variables, mais les rapports des risques ne sont pas présentés. Une variable a été incluse pour tenir compte de la durée variable de la période entre les observations, mais les rapports des risques ne sont pas présentés.

Source : Cycles de 1994-1995 à 2008-2009 de l'Enquête nationale sur la santé de la population, fichier carré longitudinal.